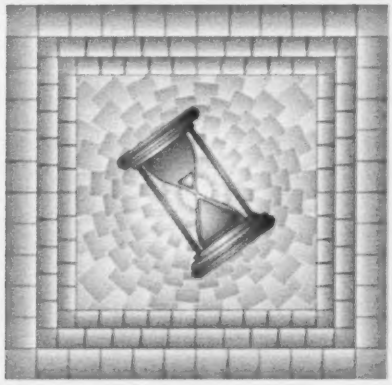
Nº 62F0014F2018003 au catalogue
ISBN 978-0-660-27245-0

Méthodologie de l'indice des services d'accès Internet de l'Indice des prix à la consommation



Date de diffusion : le 7 août 2018

Statistique Canada
Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-514-283-9350

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « Normes de service à la clientèle ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représentée par le ministre de l'Industrie 2018

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada.

Une version HTML **est aussi disponible.**

This publication is also available in English.

Méthodologie de l'indice des services d'accès Internet de l'Indice des prix à la consommation

1- Introduction

L'accès résidentiel à Internet représente un service de haute technologie; par conséquent, le calcul qui s'y rapporte exige des méthodes qui ne s'appliquent habituellement pas aux autres composantes de l'Indice des prix à la consommation (IPC). Dans le présent document, on décrit le cadre méthodologique adopté par Statistique Canada afin de mesurer la variation des prix des services d'accès résidentiel à Internet.

2 - Contexte

L'agrégat des services d'accès à Internet fait partie de l'agrégat des communications. Il représente 28 % de l'agrégat des communications dans le panier de 2015. D'un point de vue conceptuel, l'indice des services d'accès à Internet tient compte de tous les services d'accès résidentiel à Internet; toutefois, les prix des forfaits sans fil résidentiels ne sont pas relevés. Comme ceux-ci constituaient 4 % des abonnements résidentiels au Canada en 2016 (Conseil de la radiodiffusion et des télécommunications canadiennes [CRTC], 2017a), ils ne représentent pas une part de marché importante.

3 - Collecte des données

Les évaluateurs des prix au bureau central de Statistique Canada recueillent les données de l'indice des services d'accès à Internet à partir des sites Web des fournisseurs de services Internet (FSI). L'accès résidentiel est commercialisé et vendu de façon similaire partout au pays. L'abonnement mensuel à un forfait d'un FSI permet au consommateur d'accéder à Internet.

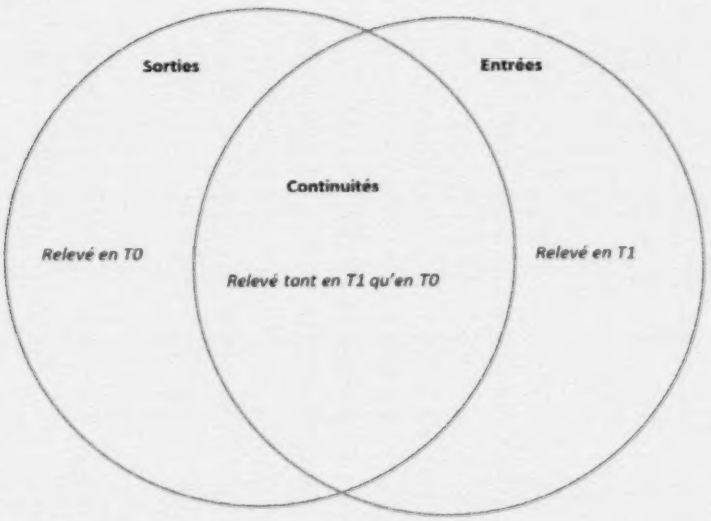
Les prix sont relevés à l'échelon provincial auprès de tous les FSI ayant au moins une part de marché en recettes de 10 %. On s'assure ainsi de recueillir des données portant sur 75 % du marché dans chaque province. Les parts de marché en question sont tirées de l'Enquête annuelle des télécommunications menée conjointement par Statistique Canada et le CRTC et elles font l'objet d'une mise à jour annuelle.

Seuls les forfaits câblés (non commutés) à large bande sont visés par le relevé des prix. Aux fins de l'indice des services d'accès à Internet, un forfait se définit en fonction du FSI, de la vitesse de téléchargement, de la vitesse de téléversement et des limites d'utilisation. On enregistre ces caractéristiques pour chaque forfait sélectionné au moment du relevé des prix et on s'en sert aussi pour reconnaître les forfaits au fil du temps.

Chaque mois de relevé des prix, l'évaluateur des prix sélectionne un forfait pour chaque vitesse de téléchargement offerte par chacun des FSI et en consigne le prix et les caractéristiques. Le prix recueilli correspond au prix courant et dégroupé d'un forfait. Dans les cas où plusieurs forfaits ont la même vitesse de téléchargement, l'évaluateur des prix en choisit un seul, et il arrête son choix sur le forfait qu'il juge le plus représentatif. On continuera à relever les prix d'un forfait tant que celui-ci sera disponible.

Lorsqu'une nouvelle vitesse de téléchargement est offerte, l'évaluateur des prix sélectionne immédiatement le forfait qui y correspond et en établit le prix. Ainsi, un nouveau forfait peut être ajouté à l'échantillon sans qu'une « sortie » y corresponde. De même, un forfait peut quitter l'échantillon sans entrée correspondante. Toutefois, dans le cas d'une sortie, l'évaluateur des prix sélectionnera, dans la mesure du possible, un nouveau forfait ayant la même vitesse de téléchargement offert par le même FSI et en établira le prix. Les entrées et les sorties sont un phénomène dynamique et, par conséquent, la taille de l'échantillon n'est pas fixe et se règle automatiquement en fonction de l'entrée de nouveaux forfaits et la sortie d'anciens, ce qui est nécessaire en raison d'un haut taux de roulement; à l'échelon des FSI, 15,1 % des forfaits ont quitté l'échantillon, en moyenne, chaque trimestre du premier trimestre de 2016 au premier trimestre de 2018. La figure 1 présente sous forme de graphique la différence entre les entrées et les sorties.

Figure 1:
Entrées, sorties et continuités



4 - Pondération au moyen de la vitesse de téléchargement

Comme il est indiqué à la section 3, à chaque période, on relève les prix correspondant à toutes les vitesses de téléchargement offertes par chacun des FSI. On le fait afin de s'assurer que les nouveaux forfaits soient immédiatement ajoutés à l'échantillon et d'éviter la détérioration de celui-ci. Il serait déraisonnable d'attribuer le même poids à un forfait haute vitesse nouvellement établi et à un forfait dont la vitesse de téléchargement est plus représentative. Il importe donc de pondérer les forfaits à un échelon inférieur à celui des FSI afin de s'assurer que l'indice traduit les variations de prix que perçoivent les consommateurs. Idéalement, la pondération des forfaits serait effectuée en fonction de la part des recettes ou des dépenses, mais pour l'instant, on ne dispose pas de données sur les dépenses à l'échelon des forfaits individuels. Faute de données externes sur les quantités ou les dépenses à cet échelon, les forfaits sont pondérés en fonction de la vitesse de téléchargement observée, et ce, selon la distribution des vitesses de téléchargement offertes par un même FSI.

On attribue aux forfaits d'un même FSI, l, dans une période donnée, t, un vecteur de poids, q_l^{t*}, de sorte que la somme pondérée des vitesses de téléchargement en question égale la vitesse médiane. On peut considérer le vecteur de poids q_l^{t*} comme un vecteur de parts de quantité. On suppose alors que la distribution des vitesses de téléchargement offertes traduit la demande des consommateurs. De nombreuses études appuient la conclusion selon laquelle les décisions des consommateurs en matière d'achats peuvent être fortement influencées par des « points d'ancrage ». S'il a été démontré dans certaines études que des points d'ancrage totalement arbitraires comme les numéros d'assurance sociale pouvaient se révéler efficaces (Ariely et autres, 2003), des données tendent à prouver que la présentation de produits semblables à des prix extrêmes, mais vraisemblables, constitue un mécanisme d'ancrage encore plus efficace (Krishna et autres, 2006; Sugden et autres, 2013).

En plus de la contrainte voulant que la somme pondérée des vitesses de téléchargement et la vitesse médiane de téléchargement soient égales, des poids sont attribués de manière à minimiser leur variance. On s'assure ainsi que la pondération a une distribution aussi égale que possible plutôt que de simplement attribuer tous les poids aux forfaits les plus rapides et les plus lents. Jointe à la contrainte d'une somme des poids égale à l'unité, cette minimisation de la variance équivaut à minimiser la différence quadratique entre les poids produits et un vecteur de poids égaux, en tenant compte de la contrainte d'égalité entre la moyenne pondérée des vitesses de téléchargement et la vitesse médiane.

On peut formuler la production du vecteur de poids q_l^{t*} comme la solution du problème de minimisation ci-après. On peut définir a^t comme la médiane des vitesses de téléchargement du FSI l dans la période t, s_{il} comme la vitesse de téléchargement du forfait i du FSI l et n comme le nombre de forfaits offerts :

$$(1)\quad q_l^{t*} = \underset{q_{il}}{argmin} \sum_{i=1}^{n} \left(q_{il} - \frac{1}{n}\right)^2$$

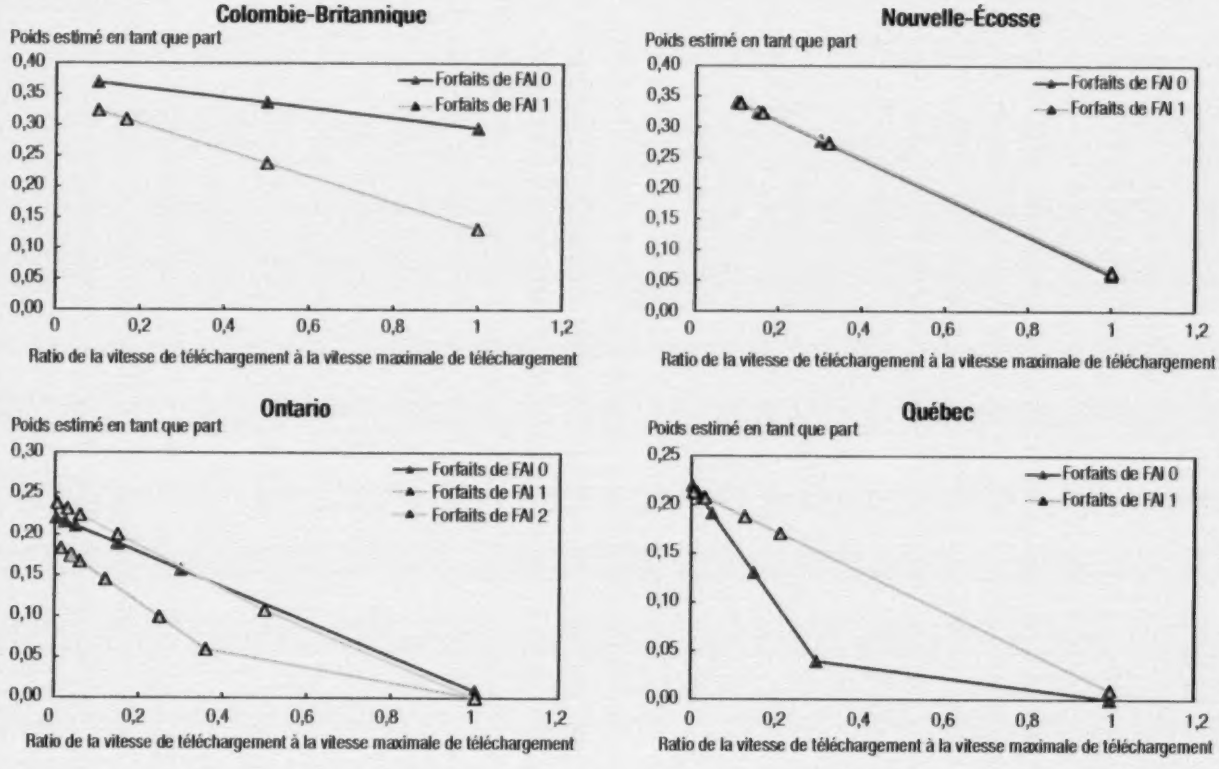
Sous réserve de :

$$\sum_{i=1}^{n} q_{il} * s_{il} = a_l^t;$$
$$\sum_{i=1}^{n} q_{il} = 1;$$
$$\text{et } q_{il} \geq 0$$

Comme le vecteur de poids q_l^{t*} est traité comme un vecteur de parts de quantité, on obtient le vecteur correspondant des parts de dépenses v_l^{t*} en multipliant les parts de quantité par leurs prix respectifs, puis en divisant par leur somme, ce qui donne :

$$(2)\quad v_{il}^{t*} = \frac{q_{il}^{t*} * p_{il}^{t}}{\sum_{i=1}^{n} q_{il}^{t*} * p_{il}^{t}}$$

Figure 2
Distribution estimée de la pondération selon la normalisation de la vitesse de téléchargement pour certaines provinces en février 2018



La procédure de pondération fait généralement en sorte qu'un poids réduit est attribué aux forfaits les plus rapides. Cela s'explique par le fait que les FSI offrent habituellement une gamme de vitesses de téléchargement, lesquelles augmentent de façon exponentielle[1], mais que, en raison de limites, la vitesse de téléchargement moyenne est linéairement à égalité avec la vitesse de téléchargement médiane. Ainsi, tout poids attribué à un forfait plus rapide a pour résultat un déplacement disproportionné de la vitesse de téléchargement moyenne, lequel doit être compensé par une augmentation du poids d'un forfait plus lent. La figure 2 présente, sous forme de graphique, les résultats de la procédure d'estimation pour certaines provinces en février 2018. On trace les poids estimés par rapport aux vitesses de téléchargement qu'on normalise en divisant par la vitesse de téléchargement maximale du même FSI. On peut aisément observer un rapport négatif entre la vitesse de téléchargement et le poids. Cette relation a également tendance à être linéaire sauf en ce qui a trait à deux irrégularités, l'une en Ontario et l'autre au Québec. Dans les deux cas, le forfait le plus rapide s'est vu attribué un poids minimal très proche de zéro. Dans l'ensemble, les résultats de la procédure de pondération sont plus vraisemblables que si l'on avait attribué un poids égal à tous les forfaits.

5 - Ajustement hédonique des entrées et des sorties

Dans le cas des produits se caractérisant par une évolution technologique rapide et un roulement connexe des modèles, le modèle en appariement ne fonctionne plus et risque de créer un biais appréciable (Silver et Heravi, 2005). Cette difficulté vaut pour les forfaits d'accès à Internet, car 15,1 % des forfaits en moyenne sortent de l'échantillon chaque trimestre. Ce haut taux de roulement peut s'expliquer tant par les progrès réalisés au chapitre de la technologie (sur le plan des vitesses de téléchargement, par exemple) que par les tactiques de commercialisation des FSI. C'est pourquoi on peut employer les méthodes hédoniques pour prendre en compte la variation des prix que n'appréhende pas la méthode de l'appariement de modèles (Triplett, 2004).

Un des avantages d'un traitement hédonique est qu'il est plus facile pour les analystes de l'IPC d'interpréter et d'expliquer cette application en raison de sa similitude avec les autres méthodes d'ajustement de la qualité employées dans le cadre de l'IPC.

5.1 - Forme fonctionnelle de régression

À chaque période de relevé, on soumet à une estimation de régression un même échantillon servant au calcul de l'indice. En d'autres termes, on réunit les forfaits de deux périodes dans la même régression et, par conséquent, les coefficients estimés des caractéristiques sont les mêmes par contrainte pendant ces deux périodes. Comme tous les forfaits sont observés au cours de deux trimestres adjacents, cette restriction paraît raisonnable.

On résout par les moindres carrés pour le vecteur B des paramètres dans la formule suivante :

$$(3) \quad \ln p_i^t = B \cdot X_i^t + \epsilon_i$$

où p_i^t est le prix du forfait i de la période t, ϵ_i un terme d'erreur aléatoire ayant une valeur attendue de zéro et X_i le vecteur de caractéristiques du forfait i.

Il existe un nombre limité de FSI qui fournissent des services à une résidence donnée, et on suppose qu'un consommateur ne changera pas de résidence simplement pour changer de FSI. Il est donc clair qu'il n'existe aucun marché pancanadien des services d'accès à Internet. Idéalement, on aurait des régressions ou des variables auxiliaires distinctes pour chacun des FSI. Toutefois, dans le cas présent, les observations sont trop peu nombreuses pour qu'on puisse estimer la relation entre les prix et les caractéristiques avec confiance. On réunit plutôt dans une régression tous les forfaits de la période visée et de la période précédente.

On pondère la régression de sorte que toutes les combinaisons de caractéristiques et de prix se voient accorder leur importance propre. On se reporte aux résultats du modèle d'optimisation aux équations (1) et (2) pour attribuer un poids de régression à chaque forfait. Par contrainte du modèle pour les deux périodes, tous les fournisseurs d'une province donnée ont un poids égal, et il en va de même pour les 10 provinces. Si un forfait quelconque n'est pas offert dans une période donnée, cela équivaut à le laisser sans poids dans la régression de cette période.

1. À titre d'exemple, un FSI pourrait offrir des forfaits comportant les vitesses 20, 40, 80 et 160 Mo/s.

On exclut de la régression les forfaits des trois territoires, parce qu'ils ne sont pas représentatifs de l'ensemble du marché canadien et ne devraient pas influer l'ajustement des forfaits des provinces. Toutefois, les forfaits des territoires restent assujettis à la même procédure d'ajustement que les forfaits des provinces.

5.2 - Procédure d'ajustement

Une fois le modèle de régression et les coefficients estimés, on calcule les prix manquants des forfaits entrants et sortants en appliquant un facteur d'ajustement au prix prévu à partir de la régression. Il s'agit d'un ajustement nécessaire, car la régression hédonique a pour contrainte le caractère constant des coefficients des caractéristiques pour les deux périodes. Voici comment on calcule le prix manquant du forfait i du FSI I dans la période t :

$$(4)\quad p_{il}^{t} = e^{\hat{\beta}} \cdot \mathrm{X}_{il}^{t} \times A_{il}^{t}$$

Dans ce cas, $\hat{\beta}$ est le vecteur des coefficients des caractéristiques estimés à partir de la régression. On notera l'absence de mention du temps t, en indice dans le vecteur β des coefficients. X_i^t est le vecteur des caractéristiques du forfait manquant et A_i^t est le facteur d'ajustement calculé à partir des forfaits offerts par le FSI I dans la période t et qui ressemblent le plus au forfait manquant. Comme la procédure d'ajustement tient uniquement compte des forfaits du même FSI, on fera désormais fi de la mention de temps en indice du FSI I pour des raisons de lisibilité.

La sélection des forfaits les plus semblables est entièrement automatisée. On compare la vitesse de téléchargement du forfait i, s_i, aux vitesses de téléchargement de tous les forfaits offerts par le FSI I dans la période t; c'est l'ensemble S_I^t. Si la vitesse de téléchargement du forfait i est supérieure ou inférieure à celle de tout autre forfait, c'est-à-dire :

$$(5)\quad s_i > \underset{s \in S_I^t}{\mathrm{argmax}}(s) \quad \text{ou} \quad s_i > \underset{s \in S_I^t}{\mathrm{argmin}}(s)$$

Alors, l'équation suivante se vérifie :

$$(6)\quad A_i^t = \frac{p_j^t}{e^{\hat{\beta} \cdot X_j}}$$

Ici, p_j^t est le prix du forfait qu'offre le FSI I dans la période t et dont la vitesse est la plus proche de celle du forfait i. Cela correspond aux cas 1 et 2 présentés au tableau 1. Le calcul qui précède s'applique aussi si $s_{ji} = s_{ib}$ c'est-à-dire lorsqu'un forfait du FSI I dans la période t présente une vitesse de téléchargement parfaitement égale à celle du forfait manquant i. Cela correspond au cas 3 présenté au tableau 1. Si aucune de ces conditions n'est remplie, A_i^t se calcule ainsi :

$$(7)\quad A_i^t = \left(\frac{p_k^t}{e^{\hat{\beta} \cdot X_i}}\right)^{0,5} \times \left(\frac{p_j^t}{e^{\hat{\beta} \cdot X_i}}\right)^{0,5}$$

Dans ce cas, le facteur d'ajustement est fondé sur le prix de deux forfaits distincts, j et k, les deux offerts par le FSI I pendant la période t. Leurs vitesses de téléchargement, s_j et s_k, bornent la vitesse de téléchargement du forfait i, de sorte que $s_k > s_i > s_j$. De plus, s_j et s_k remplissent les conditions suivantes :

$$s_k = \underset{s \in S_i^t;\ s > s_i}{\operatorname{argmin}} (s - s_i)$$

$$s_j = \underset{s \in S_i^t;\ s_i > s}{\operatorname{argmax}} (s_i - s) \quad (8)$$

En d'autres termes, le forfait k est le forfait qu'offre le FSI I durant la période t et dont la vitesse de téléchargement est supérieure à la vitesse s_i, mais de peu. Le forfait j est le forfait offert par le FSI I pendant la période t et dont la vitesse est inférieure à la vitesse s_i, mais de peu. Les diverses méthodes de calcul du facteur d'ajustement A_i^t sont résumées au tableau 1, alors que des exemples figurent aux tableaux 2 à 5 (les entrées et les sorties sont ombrées).

Tableau 1

Cas	Condition	Calcul de A_i^t	Où
1	$s_i \geq \operatorname{argmax}(S)$ $s \in S_I^t$ *Le forfait manquant présente une vitesse de téléchargement supérieure ou égale à celle de tout forfait offert durant la période t où le forfait est manquant.*	$A_i^t = \frac{p_j^t}{e^{\hat{\beta} \cdot X_j}} = p_j^t e^{-\hat{\beta} \cdot X_j}$	$s_j = \operatorname{argmax}(S)$ $s \in S_I^t$
2	$s_i \geq \operatorname{argmax}(S)$ $s \in S_I^t$ *Le forfait manquant présente une vitesse de téléchargement inférieure ou égale à celle de tout forfait offert durant la période t où le forfait est manquant.*	$A_i^t = \frac{p_j^t}{e^{\hat{\beta} \cdot X_j}} = p_j^t e^{-\hat{\beta} \cdot X_j}$	$s_j = \operatorname{argmax}(S)$ $s \in S_I^t$
3	$s_i = s_j$ *Le forfait manquant présente une vitesse de téléchargement parfaitement égale à celle d'un forfait offert durant la période t où le forfait est manquant.*	$A_i^t = \frac{p_j^t}{e^{\hat{\beta} \cdot X_j}} = p_j^t e^{-\hat{\beta} \cdot X_j}$	$s_i \in S_I^t$
4	Autre possibilité *Deux forfaits sont offerts durant la période t et ont des vitesses de téléchargement qui bornent la vitesse du forfait manquant.*	$A_i^t = \left(\frac{p_k^t}{e^{\hat{\beta} \cdot X_i}}\right)^{0,5} \times \left(\frac{p_j^t}{e^{\hat{\beta} \cdot X_j}}\right)^{0,5}$	$s_k > s_i > s_j$ $s_k = \operatorname{argmin}(s - s_i)$ $s \in S_I^t$ $s_j = \operatorname{argmin}(s_i - s)$ $s \in S_I^t$

Tableau 2
1er cas – Entrée

Période	Vitesse de téléchargement	Vitesse de téléversement	Limite d'utilisation	Prix réel	$e^{\widehat{\ln p}}$	A^t	Calcul	Prix ajusté	Période à valeur manquante	Rapport de prix
T	40	4	250	99,95 $	76,11 $	99,95/76,11 = 1,3132	1,3132 X 86,46	113,54 $	T	107,95/113,54 = 0,9508
T+1 Entrée	80	8	250	107,95 $	86,46 $					

Tableau 3
2e cas – Sortie

Période	Vitesse de téléchargement	Vitesse de téléversement	Limite d'utilisation	Prix réel	$e^{\widehat{\ln p}}$	Λ^t	Calcul	Prix ajusté	Période à valeur manquante	Rapport de prix
T Sortie	6	1	100	55,00 $	48,84 $	60,00/59,24 = 1,0128	48,84 X 1,0128	49,47 $	T+1	49,47/55,00 = 0,8995
T+1	15	1	150	60,00 $	59,25 $					

Tableau 4
3e cas – Entrée

Période	Vitesse de téléchargement	Vitesse de téléversement	Limite d'utilisation	Prix réel	$e^{\widehat{\ln p}}$	Λ^t	Calcul	Prix ajusté	Période à valeur manquante	Rapport de prix
T	5	1	20	46,95 $	39,92 $	46,95/39,92 = 1,1761	1,1761 X 43,23	49,67 $	T	46,95/49,67 = 0,9452
T+1 Entrée	5	1	40	46,95 $	43,23 $					

Tableau 5
4e cas – Sortie

Période	Vitesse de téléchargement	Vitesse de téléversement	Limite d'utilisation	Prix réel	$e^{\widehat{\ln p}}$	Λ^t	Calcul	Prix ajusté	Période à valeur manquante	Rapport de prix
T Sortie	35	3	120	67,99 $	67,78 $	$(69,99/75,65)^{0,5}$ x $(61,99/62,91)^{0,5}$ = 0,9548	67,78 x 0,9548	64,72 $	T+1	64,72/67,99 = 0,9519
T+1	60	10	120	69,99 $	75,65 $					
T+1	30	5	70	61,99 $	62,91 $					

6 - Agrégation

Les indices élémentaires des prix des provinces et des territoires se calculent en deux étapes. En première étape, on agrège les rapports de prix à l'échelon des forfaits et obtient ainsi les mouvements des prix à l'échelon des FSI. Dans le calcul, on prend en compte les mouvements des prix de tous les forfaits en continuité, en entrée ou en sortie, après avoir appliqué la procédure d'ajustement hédonique décrite à la section 5. On pondère ces mouvements de prix au moyen d'une moyenne des vecteurs de poids estimés v^t and v^{t-1} à l'équation (2) de la section 4. Si un forfait n'est pas offert durant une certaine période parce qu'il est ajouté à l'échantillon (entrant) ou qu'il en est retiré (sortant), il reçoit un poids nul pour cette période. Si, par exemple, le forfait i est entré dans l'échantillon durant la période t, v_i^{t-1} sera nul. Cette agrégation à l'échelon des FSI ressemble à un indice chaîné de Törnqvist-Thiel. Les équations suivantes illustrent le calcul des variations des prix pour le FSI l :

$$(9) \quad I_l^{t-1:t} = \prod_i \left(\frac{p_{il}^t}{p_{il}^{t-1}} \right)^{\frac{v_{il}^{t-1} + v_{il}^t}{2}}$$

où :

$$\sum_i v_{il}^{t-1} = 1; \sum_i v_{il}^{t-1} = 1$$

En seconde étape, on calcule les indices élémentaires des prix des provinces et des territoires comme la moyenne géométrique pondérée des mouvements des prix propres aux FSI. Le vecteur de poids, w, contient les parts que détiennent les FSI dans les recettes d'accès résidentiel à Internet d'après les données de la reprise la plus récente de l'Enquête annuelle des télécommunications. Comme le décrit la section 2, ces poids sont mis à jour annuellement. L'agrégation des mouvements des prix par une moyenne géométrique en pondération fixe est ce qu'on appelle généralement la méthode géométrique de Young (Bureau international du Travail et autres, 2004). Les équations suivantes indiquent comment se calculent les variations des prix d'une province donnée :

$$(10) \quad I^{t-1:t} = \prod_i \left(I^{t-1:t}\right)^{w_i}$$

où :

$$\sum_i w_i = 1$$

7 - Conclusion

Dans le présent document, on a exposé les méthodes de calcul de la composante des services d'accès à Internet de l'IPC canadien. Ce cadre méthodologique se caractérise principalement par un ajustement hédonique des forfaits entrants et sortants et par une estimation des poids à l'échelon des forfaits. Statistique Canada s'efforce constamment d'améliorer le programme de l'IPC. L'indice des services d'accès à Internet pourrait largement profiter d'un accès direct en temps utile aux données administratives des sociétés de télécommunications.

8 - Autres renseignements

Il est possible d'obtenir plus de renseignements concernant les concepts et l'utilisation de l'Indice des prix à la consommation (IPC) en consultant *Le Document de référence de l'Indice des prix à la consommation canadien* (Numéro au catalogue 62-553-X https://www150.statcan.gc.ca/fr/catalogue/62-553-X).

Deux vidéos, « Vue d'ensemble de l'Indice des prix à la consommation (IPC) du Canada » (https://www.youtube.com/watch?v=FgZcjrF4CQ4) et « L'Indice des prix à la consommation et votre expérience de la variation des prix » (https://www.youtube.com/watch?v=T9IchF7qQvg), sont offertes sur la chaîne YouTube de Statistique Canada.

Coordonnées des personnes-ressources

Pour obtenir plus de renseignements ou pour en savoir davantage sur les concepts, les méthodes et la qualité des données, communiquez avec nous au **514-283-8300** ou composez sans frais le **1-800-263-1136** (STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca)

Références

ANALOUI, Farhad, et Azhdar KHARMAI. 2003. *Strategic management in small and medium enterprises*, Cengage Learning EMEA, 305 p.

ARIELY, Dan, George LOEWENSTEIN, et Drazen PRELEC, D. 2003. « Coherent arbitrariness »: Stable demand curves without stable preferences, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, nº 1, p. 73 à 106.

CONSEIL DE LA RADIODIFFUSION ET DES TÉLÉCOMMUNICATIONS CANADIENNES. (sans date). *Internet – Notre rôle*, extrait de https://crtc.gc.ca/fra/internet/role.htm

CONSEIL DE LA RADIODIFFUSION ET DES TÉLÉCOMMUNICATIONS CANADIENNES. 2017a. *Rapport de surveillance des communications 2017*, extrait de https://crtc.gc.ca/fra/publications/reports/policymonitoring/2017/index.htm.

CONSEIL DE LA RADIODIFFUSION ET DES TÉLÉCOMMUNICATIONS CANADIENNES. 2017b. *Politique réglementaire de télécom CRTC 2017-104*, extrait de https://crtc.gc.ca/fra/archive/2017/2017-104.htm

KRISHNA, Aradhna, et autres. 2006. Effects of Extreme-Priced Products on Consumer Reservation Prices, *Journal of Consumer Psychology*, vol. 16, nº 2, p. 176 à 190.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES/EUROSTAT. 2014. *Eurostat-OECD Methodological Guide for Developing Producer Price Indices for Services, deuxième édition*, Éditions de l'OCDE.

Silver, Mick, et Saeed HERAVI. 2002. « Why the CPI matched models method may fail us: results from an hedonic and matched experiment using scanner data », *European Central Bank (ECB) Working Paper*, nº 144.

Silver, Mick, et Saeed HERAVI. 2005. A failure in the measurement of inflation: Results from a hedonic and matched experiment using scanner data, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 23, nº 3, p. 269 à 281.

STATISTIQUE CANADA. (sans date). *Révision de la méthodologie de la composante des services d'accès Internet de l'Indice des prix à la consommation débutant avec les données de mars 2008*, extrait de http://www23.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/document/2301_D40_T9_V1-fra.pdf

STATISTIQUE CANADA. 2015a. *Le Document de référence de l'Indice des prix à la consommation canadien*, produit nº 62-553-X au catalogue.

STATISTIQUE CANADA. 2015b, 18 novembre. *Indice des prix à la consommation, novembre 2015*, extrait de https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/151218/dq151218b-fra.htm

SUGDEN, Robert, Jiwei ZHENG et Daniel John ZIZZO. 2013. « Not all anchors are created equal », *Journal of Economic Psychology*, 39, p. 21 à 31.

TRIPLETT, Jack. 2004. *Handbook on Hedonic Indexes and Quality Adjustments in Price Indexes: Special Application to Information Technology Products*: Éditions de l'OCDE, 260 pages.